

EVOLUÇÃO DO CONSUMO DE DURÁVEIS E NÃO DURÁVEIS: EXISTE AJUSTAMENTO LENTO NO CASO BRASILEIRO?

FÁBIO AUGUSTO REIS GOMES *

Resumo

Este artigo analisa a evolução do consumo de bens duráveis e de bens não duráveis, examinando se o consumidor ajusta lentamente seu consumo em virtude de novas informações, conforme proposto por Caballero (1990). Para tanto, são utilizadas séries reais per capita de consumo de bens duráveis e de bens não duráveis para o período de 1970 a 2003. Os resultados indicam que tanto o consumo de duráveis quanto de não duráveis exibem ajustamento lento, porém não idênticos.

Palavras-chave: Consumo; Bens duráveis; Bens não duráveis; Ajustamento lento.

Abstract

This paper analyzes the evolution of durable and nondurable goods consumption, examining whether consumers slowly adjust their consumption when new information becomes available, as proposed by Caballero (1990). The data is comprised by real per capita series of durable and nondurable consumption from 1970 to 2003. The results indicate that consumption of both durable and non-durable goods exhibits slow adjustment, yet not identical.

Keywords: Consumption; Durable goods; Nondurable goods; Slow adjustment.

JEL classification: C22, D91, E21

* Fucape Business School. E-mail: fabiogomes@fucape.br

1 Introdução

As ideias presentes na Teoria da Renda Permanente proposta por Friedman (1957) e no Modelo de Ciclo de Vida de Brumberg & Modigliani (1954) têm grande impacto na forma como as decisões dos consumidores têm sido modelada. Usualmente, supomos que os consumidores maximizam seu bem-estar intertemporalmente, suavizando seu consumo, o que aliado à hipótese de expectativas racionais implica que isso se faz usando toda informação disponível. Essa abordagem intertemporal pode ser vista como uma metodologia para construção de modelos de consumo, pois a ideia de que os consumidores maximizam seu bem-estar, sujeitos à restrição orçamentária e ao conjunto de informação disponível, gera proposições testáveis somente quando hipóteses particulares são adotadas (Browning & Crossley 2001).

Hall (1978) resolveu o problema intertemporal do consumidor representativo, assumindo que o desconto intertemporal é igual ao recíproco da taxa de juros e que as preferências podem ser representadas por uma função quadrática. Assim, foi possível concluir que o consumo de bens não duráveis segue um passeio aleatório, sendo o consumo corrente uma estatística suficiente para prever o consumo do período seguinte. Esse resultado ficou conhecido como a hipótese do passeio aleatório e ilustra como, a partir de hipóteses adicionais, é possível obter uma implicação testável.

De maneira análoga a Hall (1978), Mankiw (1982) analisou a evolução dos gastos com bens duráveis. Enquanto os bens não duráveis são consumidos diretamente, os não duráveis geram um fluxo de serviços que é consumido. Este serviço é uma função do estoque de bens duráveis que, por sua vez, aumenta com novos gastos em duráveis e diminui em virtude de sua depreciação. Levando-se em conta essas distinções, Mankiw (1982) mostrou que a variação dos gastos com bens duráveis deveria ser um processo MA(1), diferentemente da variação dos bens não duráveis que, segundo Hall (1978), deveria ser um ruído branco.

É importante ter em mente que essas predições foram obtidas-se supondo que a função utilidade é separável nos dois tipos de bens, pois Hall (1978) e Mankiw (1982) não resolveram conjuntamente a decisão de consumo de bens duráveis e não duráveis. Para testar a hipótese de separabilidade bem como as distintas predições sobre o comportamento dos gastos com bens duráveis e não duráveis é necessário ter a disposição tais séries. Isso já configura uma dificuldade no caso brasileiro, pois o consumo final das famílias calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é composto pelos dois tipos de bens. Em geral, os trabalhos têm estudado as propriedades desta série composta, usando os modelos para bens não duráveis (Cavalcanti 1993, Reis et al. 1998, Issler & Rocha 2000, Gomes 2004, Gomes & Paz 2004, Araújo 2006, Gomes & Franchini 2009, Gomes 2010, Gomes & Paz 2010). Provavelmente, isso foi feito porque, em geral, os bens duráveis representam uma parcela muito pequena do consumo total.¹

A única exceção é Gomes et al. (2005) que trabalharam de forma distinta o consumo de bens duráveis e não duráveis. Para tanto, os autores usaram as séries de consumo de duráveis e de não duráveis, de 1970 a 1998, construídas por Ellery Jr. et al. (2002). Primeiro, de maneira semelhante à Bernanke

¹Por exemplo, no caso dos Estados Unidos, de 1970 a 2010, os gastos com bens duráveis representaram, em média, 13% do consumo total. Cálculo baseado na Tabela 7.1 do NIPA-BEA.

(1985), Gomes et al. (2005) testaram se a hipótese de separabilidade de duráveis e de não duráveis é válida, não rejeitando-a. Assim, várias restrições testáveis, obtidas ao assumir a separabilidade, foram examinadas. Em particular, foi avaliado se a variação do consumo de bens duráveis é um MA(1), como predito por Mankiw (1982). Os resultados sugeriram que a variação do consumo é um ruído branco. Neste sentido, o consumo de duráveis e de não duráveis apresentaram dinâmicas semelhantes, o que é inesperado.

Coincidentemente, os resultados de Mankiw (1982) sugerem que nos Estados Unidos a variação do consumo de bens duráveis também é um ruído. Entretanto, (Caballero 1990, p.728) argumenta que *“once a moderate amount of slowness in the response of some consumers to news about the economic environment is admitted, a clear difference between the time series behavior of durables and nondurables arises”*. Caballero (1990) permite que os consumidores ajustem lentamente o nível de consumo em virtude de novas informações e, com isso, a variação do consumo de bens duráveis passa a ser descrita por um processo MA(q), sendo q diretamente proporcional a lentidão dos consumidores para ajustar o seu consumo.

Caballero (1990) aplicou este modelo mais geral tanto para duráveis quanto para não duráveis, considerando $q \leq 5$ no caso de dados em frequência anual. As evidências apontam que a soma das autocorrelações para não duráveis é próxima de zero, enquanto a soma das autocorrelações para duráveis é decrescente e negativa, em conformidade com a reversão prevista pelo modelo. Neste sentido, Mankiw (1982) não teria achado distinção entre duráveis e não duráveis em virtude do uso de um modelo excessivamente parcimonioso, o MA(1).

O objetivo deste artigo é aplicar o modelo de Caballero (1990) para as séries de consumo de bens duráveis e de bens não duráveis para o período de 1970 a 2003, obtidas de Ellery & Teixeira (2012).² Como a literatura sobre bens duráveis é bastante escassa no Brasil, este trabalho pode contribuir sobremaneira para a compreensão da dinâmica do consumo brasileiro.

Os resultados indicam que existe lentidão no ajuste do consumo de bens duráveis e bens não duráveis. Isso sugere que Gomes et al. (2005) não encontraram evidência de correlação serial na variação do consumo de bens duráveis em virtude do uso de um modelo MA(1). Além disso, vale destacar que, diferentemente do encontrado por Caballero (1990) para os Estados Unidos, no Brasil parece que a lentidão é maior no caso de bens não duráveis.

O artigo está organizado do seguinte modo: na seção 2 apresentamos os modelos; na terceira seção apresentamos os dados; a quarta contém os resultados. Por fim, apresentamos as conclusões.

2 Modelo de Consumo

Nesta seção será apresentado o modelo padrão de consumo discutido por Caballero (1990), assim como sua extensão para o caso de ajustamento lento. Não serão apresentados os detalhes sobre a resolução dos modelos que estão disponíveis em Caballero (1990). Como será visto, no modelo padrão o consumidor ajusta-se relativamente rápido a inovações tanto nos duráveis quanto nos não duráveis. No primeiro caso, os choques são absorvidos imediatamente,

²Agradeço a Arilton Teixeira e Roberto Ellery por disponibilizarem a base de dados.

enquanto no segundo caso, após 1 período, os choques deixam de ser importantes. Em seguida será apresentada a extensão para o caso de ajustamento lento, segundo o qual o ajuste aos choques pode ocorrer ao longo de vários períodos.

2.1 Modelo Padrão

Caballero (1990) considerou um modelo no qual o consumidor maximiza seu bem-estar intertemporalmente, escolhendo conjuntamente o consumo de não duráveis (cn_t) e de duráveis (cd_t). A maximização é sujeita à restrição orçamentária e à lei de movimento do estoque de duráveis (k_t). A restrição orçamentária é tal que a riqueza no período t , a_t , é igual à remuneração bruta da riqueza do período $t-1$, $(1+r)a_{t-1}$, somada à poupança gerada pela diferença entre a renda, y_t , e o gasto com bens duráveis e não duráveis. A lei de movimento do estoque de bens duráveis implica que o estoque de capital no período t seja igual à parte não depreciada do estoque do período anterior, $(1-\delta)k_{t-1}$, somado ao gasto adicional com bens duráveis. Assim, o problema do consumidor é descrito por:

$$\max E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U(cn_{t+j}, k_{t+j}, z_t) \right] \quad (1)$$

s.a.

$$a_{t+j} = (1+r)a_{t+j-1} + y_{t+j} - cn_{t+j} - cd_{t+j}$$

$$k_{t+j} = (1-\delta)k_{t+j-1} + cd_{t+j}$$

em que $U(cn_{t+j}, k_{t+j}, z_t)$ é a função utilidade, β é o fator de desconto intertemporal, $0 < \beta < 1$; δ é a taxa de depreciação. É feita a hipótese de que o serviço dos duráveis seja proporcional ao seu estoque e, por isso, a utilidade depende de k_t . O termo z_t representa um choque na função utilidade que capta o efeito substituição entre os dois tipos de bens. Caballero (1990) assumiu que a função utilidade é separável nos dois bens, sendo representada por uma função de aversão absoluta ao risco constante, do seguinte modo:

$$U(cn_t, k_t, z_t) = \frac{e^{-\gamma cn_t} + e^{-\gamma k_t} e^{z_t}}{\gamma} \quad (2)$$

Esta estrutura, aliada às hipóteses usuais sobre a taxa de juros e o desconto intertemporal,³ leva à hipótese do passeio aleatório do consumo de bens não duráveis:

³ Assume-se que a taxa de juros seja constante e, por esta razão, ela não aparece nas equações de testes obtidas mais adiante nesta seção. Isso não é incomum, Hall (1978), por exemplo, assumiu que a taxa de juros é constante e idêntica ao recíproco do desconto intertemporal. Com isso, estes dois termos se cancelam, não fazendo parte da equação de teste utilizada por Hall (1978). De todo modo, estudos como Reis et al. (1998), Gomes (2010) e mesmo Gomes et al. (2005) que distinguiram o consumo de duráveis e de não duráveis, incluíram a taxa de juros variável no tempo como determinante do consumo, mas tal variável não apresentou relevância. Esta conclusão foi obtida também para o caso americano, por exemplo, em Hansen & Singleton (1983) e Hall (1988). Por tudo isso, optou-se por seguir fielmente o modelo estrutural de Caballero (1990), ao invés de incluir nas equações de teste uma taxa de juros.

$$cn_t = \mu^n + cn_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t^n \quad (3)$$

em que μ^n é uma constante e $\tilde{\varepsilon}_t^n$ é uma inovação, sendo independente de toda informação disponível no período $t - 1$. A equação (3) indica que ao suavizar seu consumo, o agente usa toda informação disponível de modo que seu consumo não se altera quando a inovação for nula. Neste sentido, o consumidor está suavizando seu consumo, sendo feitos ajustes apenas em função de informações novas (não esperadas).

Para o estoque de duráveis também é encontrado o passeio aleatório, em conformidade com Mankiw (1982):

$$k_t = \mu^k + k_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t^k \quad (4)$$

em que μ^k é uma constante e $\tilde{\varepsilon}_t^k$ é uma inovação, sendo independente de toda informação disponível no período $t - 1$. Assim, a melhor previsão para o estoque de duráveis é o estoque corrente. Este resultado, aliado à lei de movimento do estoque de bens duráveis, implica que o consumo de duráveis segue o seguinte processo:

$$cd_t = \mu^d + cd_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t^d - (1 - \delta)\tilde{\varepsilon}_{t-1}^d \quad (5)$$

em que $\mu^d = \delta\mu^k$, $\tilde{\varepsilon}_t^d$ é uma inovação. Observe que $\delta = 1$ torna a equação de duráveis idêntica a de não duráveis, algo já esperado, pois nesse caso a depreciação seria completa em um único período. O que diferencia os bens duráveis dos não duráveis é, justamente, o fato de que os duráveis não são consumidos apenas uma vez, em vez disso os duráveis geram um fluxo de serviços consumidos pelo agente ao longo do tempo.

Finalmente, o objetivo é estimar as seguintes equações:

$$\Delta cn_t = \mu^n + \tilde{\varepsilon}_t^n \quad (6)$$

$$\Delta cd_t = \mu^d + \tilde{\varepsilon}_t^d - (1 - \delta)\tilde{\varepsilon}_{t-1}^d \quad (7)$$

Teoricamente, a variação de não duráveis deve ser imprevisível, enquanto a variação de duráveis tem um componente MA(1), cujo coeficiente deve ser próximo de -1 . Assim, um choque $\tilde{\varepsilon}_t^n$ tem apenas impacto imediato no consumo de duráveis, implicando que o ajuste à inovação seja instantâneo. No caso do consumo de duráveis o choque $\tilde{\varepsilon}_t^d$ tem impacto imediato e, também, no período seguinte. Assim, as informações novas são totalmente absorvidas com uma defasagem máxima de um período.

2.2 Ajustamento Lento⁴

Caballero (1990) assumiu que os indivíduos reagem (ou percebem) os choques de maneira defasada, sendo esta defasagem específica para cada agente. Sem perda de generalidade, defina dn como a defasagem máxima para não duráveis. Assim, um consumidor com $i \leq dn$ períodos de defasagem apresenta o seguinte processo de consumo:

$$\Delta cn_t^i = \mu^n + \tilde{\varepsilon}_{t-i}^n \quad (8)$$

⁴O Apêndice A detalha todos os cálculos referentes a esta seção.

Agregando os n consumidores, obtém-se:

$$\Delta CN_t = M^n + \sum_{i=0}^{dn} \theta_i^n \varepsilon_{t-i}^n \quad (9)$$

em que CN_t é o consumo agregado de não duráveis; M^n depende de μ^n ; $\theta_0^n = 1$ e $\theta_i^n \geq 0$ para $1 \leq i \leq dn$. Cada θ_i^n representa a razão entre o número de indivíduos que ajustam o consumo com defasagem i e aqueles que não apresentam qualquer defasagem. Além disso, $\theta_i^n / \sum_i \theta_i^n$ representa a proporção de pessoas na população de pessoas que ajustam o consumo com a defasagem de i períodos. Finalmente, a equação (9) implica que a variação do consumo de não duráveis é um processo MA(dn), ao invés de um ruído branco.

Ao estimar o modelo (9), obtemos não somente a estimativa de seus coeficientes, mas também da defasagem máxima dos consumidores, isto é, dn. É importante destacar que no caso de bens não duráveis $\theta_i^n \geq 0$, para $i \leq dn$, e isso implica que para ser compatível com o modelo teórico, todos os coeficientes, estatisticamente diferentes de zero, devem ser positivos.

A partir da equação (9), Caballero (1990) calculou, ainda, a soma dos coeficientes MA, obtendo:

$$\sum_{i=0}^{dn} MA_i^n = \sum_{i=0}^{dn} \theta_i^n \quad (10)$$

Como $\theta_i^n \geq 0$ para todo i , esperamos que a soma destes coeficientes seja positiva, sendo esta outra restrição testável do modelo teórico.

Procedendo de maneira análoga para duráveis, Caballero (1990) encontrou a seguinte equação:

$$\Delta CD_t = M^d + \theta_0^d \varepsilon_t^d + I_{dd>0} \sum_{i=1}^{dn} \left[\theta_i^d - \theta_{i-1}^d (1 - \delta) \right] \varepsilon_{t-i}^d - \theta_{dd}^d (1 - \delta) \varepsilon_{t-dd-1}^d \quad (11)$$

em que CD_t é o consumo agregado de duráveis; M^d depende de μ^d ; $\theta_0^d = 1$, $\theta_i^d \geq 0$ para $i \leq dd$, sendo dd a defasagem máxima da reação dos consumidores no caso de bens duráveis. Enquanto cada θ_i^d representa a razão entre o número de indivíduos que ajustam o consumo com defasagem i e aqueles que não apresentam qualquer defasagem, $\theta_i^d / \sum_i \theta_i^d$ representa a proporção de consumidores na população que ajustam o consumo com a defasagem de i períodos. Por fim, $I_{dd>0}$ é uma variável indicadora, sendo igual a 1 quando a condição $dd > 0$ for atendida, e caso contrário, a variável será igual a zero. Portanto, segundo a equação (11), a variação do consumo de bens duráveis deixa de ser um processo MA(1), passando a ser descrita por um MA($dd + 1$). Assim, quanto maior dd , maior a lentidão dos consumidores para reajustar seus gastos.

A estimação do modelo (11) nos fornece diretamente uma estimativa da defasagem máxima com a qual os consumidores ajustam o consumo de duráveis, isto é, dd . Ainda, vale ressaltar que no caso de bens duráveis, embora $\theta_i^d \geq 0$ para $i \leq dd$, não necessariamente os coeficientes do modelo MA devem ser positivos. Note na equação (11) que os coeficientes dependem da diferença $\theta_i^d - \theta_{i-1}^d$, podendo ser negativos. A exceção é a última defasagem, cujo coeficiente é $-\theta_{dd}^d$, devendo ser obrigatoriamente negativo.

De maneira análoga ao caso de não duráveis, Caballero (1990) calculou a soma dos coeficientes dos termos MA da equação (11) de duráveis, encontrando o seguinte resultado:

$$\sum_{i=1}^{dd} MA_i^d = -(1 - \delta) + \delta \sum_{i=1}^{dd} \theta_i^d \quad (12)$$

Neste caso, é mais provável que a soma dos coeficientes MA seja negativa; porém, dependendo dos valores de θ_i^d , esta soma pode ser positiva. Avaliaremos, então, se soma dos coeficientes estimados tem um padrão compatível com as equações (10) e (12).

Por fim, é importante destacar que Caballero (1990) não tinha como propósito explicar as causas do ajustamento lento. Apenas mostrou como o ajustamento lento leva a um modelo MA(q) compatível com a correlação serial observada nos dados americanos.

3 Dados

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de Ellery & Teixeira (2012) e constituem-se na extensão dos dados construídos por Ellery Jr. et al. (2002) e Bugarin et al. (2007) até o ano de 2003. O Apêndice B apresenta os detalhes da construção dos dados de consumo de duráveis e de não duráveis. Finalmente, as séries referem-se ao período de 1970 a 2003, já em termos reais. Foram obtidas séries reais per capita por meio da divisão dessas séries pela população residente no Brasil. A série de população foi extraída do IPEADATA e foi construída pelo IBGE.

A evolução do consumo per capita real de bens duráveis e de não duráveis é apresentada na Figura 1. A série de não duráveis, cuja escala está à direita na Figura 1, apresenta uma tendência de crescimento ao longo de todo o período, embora ocorra uma forte redução por volta de 1990. Certamente, o choque devido ao Plano Collor I, com o confisco da poupança, contribuiu para tal redução. Já a série de duráveis, cuja escala está à esquerda na Figura 1, não apresenta uma tendência de crescimento, pelo menos não de forma tão clara. O gasto em duráveis tem comportamento distinto do de não duráveis, especialmente, em meados da década de 80 e final da década de 90. Nesses dois períodos, o gasto em duráveis apresenta queda considerável. A década de 80 é conhecida como a década perdida, período no qual o Brasil viveu uma estagnação econômica. Já nos anos 90, foi criado o Plano Real de estabilização que, até janeiro de 1999, manteve o câmbio fixo e extremamente apreciado.

É importante destacar que o consumo de bens não duráveis é muito superior ao de duráveis. De fato, o consumo de duráveis representa, aproximadamente, 10% do consumo total, no período completo sob análise.

É feita, então, a análise da ordem de integração das séries por meio de testes de raiz unitária. Utilizamos os testes ADF e PP cuja hipótese nula é a existência de raiz unitária (não estacionariedade).⁵ Aplicamos tais testes às séries em nível e primeira diferença, considerando três especificações para os termos determinísticos: sem termos determinísticos, com constante, com constante e tendência linear. Os resultados são apresentados na Tabela 1. Quanto à série de consumo de duráveis, os testes indicam que a hipótese nula de raiz não

⁵Para maiores detalhes ver Dickey & Fuller (1979) e Phillips & Perron (1988).

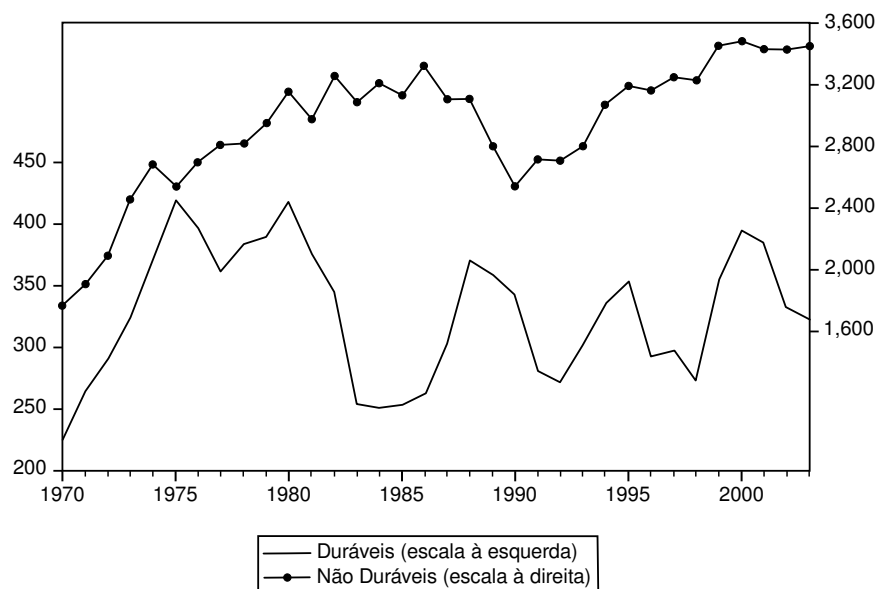


Figura 1: Evolução do gasto com bens duráveis e bens não duráveis

é rejeitada, ao nível de significância de 5%, independentemente dos termos determinísticos incluídos na equação de teste. O mesmo ocorre para o consumo de não duráveis. Quando as séries são diferenciadas, a hipótese nula é rejeitada, mesmo a 1% de significância, em todos os casos. Esses resultados sugerem que a variação do consumo de duráveis e não duráveis é integrada de ordem zero e, portanto, podemos proceder às análises sem maiores preocupações, já que o objetivo é modelar a primeira diferença das séries de consumo.

Tabela 1: P-valor dos Testes de Raiz Unitária

Teste	Termos Determinísticos	Duráveis		Não-Duráveis	
		Nível	Primeira Diferença	Nível	Primeira Diferença
ADF	Nenhum	0,7138	0,0000*	0,9538	0,0000*
ADF	Constante	0,1773	0,0004*	0,0758***	0,0000*
ADF	Constante e tendência linear	0,3143	0,0028*	0,2784	0,0001*
PP	Nenhum	0,7140	0,0000*	0,9462	0,0000*
PP	Constante	0,0739***	0,0001*	0,0735***	0,0000*
PP	Constante e tendência linear	0,2475	0,0006*	0,2774	0,0001*

Nota: *, **, *** indicam rejeições da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O número de defasagens da variável dependente incluídas na equação de teste ADF foi escolhido com base no critério de informação de Schwarz. O teste de PP usou o núcleo de Bartlett e a janela de Newey-West.

A Figura 2 apresenta a evolução da variação de duráveis e de não duráveis. O consumo de duráveis apresenta variação positiva 18 vezes, e negativa 15 vezes, oscilando consideravelmente. Já o consumo de não duráveis aumenta 21 vezes e sofre reduções em 12 períodos. De fato, conforme mencionado, o

consumo de não duráveis apresenta uma tendência mais clara de crescimento. Além disso, a série de não duráveis parece ter oscilações mais pronunciadas. Entretanto, é importante considerar que a média de tal série é bastante superior a de duráveis.

Como a primeira diferença das séries de consumo não apresenta raiz unitária, apresentamos a estatística descritiva de tais séries. A variação média de bens não duráveis é bem superior a de duráveis, ocorrendo o mesmo para o desvio-padrão. Entretanto, o coeficiente de variação dos bens não duráveis é muito inferior ao de duráveis. Mais precisamente, 4 vezes menor. Portanto, quando se leva em conta a média distinta das séries, a variabilidade dos bens duráveis é superior. Por fim, apresentamos a correlação de primeira ordem e o p-valor do seu teste bicaudal, não sendo rejeitada a hipótese nula de correlação zero para as duas medidas de consumo. Este resultado está em linha com o obtido por Gomes et al. (2005).

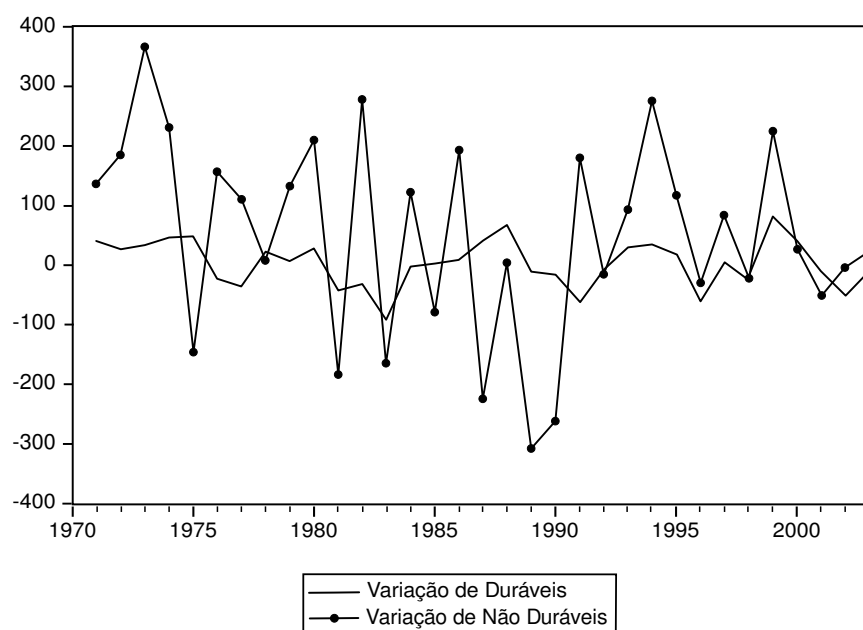


Figura 2: Evolução da variação do gasto com bens duráveis e bens não duráveis

Tabela 2: Estatística Descritiva: Bens Duráveis e Bens Não-Duráveis

	Variação do gasto com bens duráveis	Variação do gasto com bens não-duráveis
Média	2,992	50,97
Desvio-Padrão	39,825	165,769
Coeficiente de Variação	13,309	3,252
Correlação de 1a ordem	0,273 (0,126)	-0,064 (0,726)

Nota: Entre parêntesis está o p-valor referente ao teste bicaudal de significância da correlação de 1a ordem.

4 Resultados

Nesta seção, apresentamos os resultados da estimação dos modelos (6) e (7), bem como de suas respectivas extensões que possibilitam a existência de um ajustamento lento, representadas pelas equações (9) e (11). Em conformidade com Caballero (1990), consideramos $q \leq 5$ e, com isso, o modelo MA mais completo é o seguinte:

$$\Delta C_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \theta_4 \varepsilon_{t-4} + \theta_5 \varepsilon_{t-5}$$

em que ΔC representa a variação do consumo. Quando se trata de modelos $MA(q)$, a função resposta a impulso é dada por:

$$\frac{\partial \Delta C_t}{\partial \varepsilon_{t-s}} = \begin{cases} \theta_s & \text{se } s \leq q \\ 0 & \text{se } s > q \end{cases}$$

Assim, os coeficientes do modelo já medem diretamente o impacto dos choques na variação de consumo. Além disso, a função resposta a impulso acumulada dos choques defasados torna-se a soma dos coeficientes:

$$\sum_{s=1}^q \frac{\partial \Delta C_t}{\partial \varepsilon_{t-s}} = \sum_{s=1}^q \theta_s$$

Portanto, ao investigar a soma dos coeficientes dos termos MA, investiga-se o efeito acumulado dos choques defasados. Note que é possível ter coeficientes individualmente significativos e mesmo assim a soma acima pode ser nula. Isto ocorre, por exemplo, se os coeficientes alternam de sinais, cancelando-se. De todo modo, segundo o modelo de ajustamento lento, espera-se que a função resposta a impulso acumulada seja positiva para bens não duráveis. No caso de bens não duráveis, espera-se um valor negativo, embora um valor positivo não seja incompatível com o modelo de ajustamento lento.

Finalmente, quando não incluímos nenhum termo MA, o modelo acima possui somente a constante, além do termo de erro. Por essa razão, esse modelo é intitulado ruído branco (RB).

Na Tabela 3 apresentamos os resultados para o consumo de bens duráveis. Observamos que o modelo MA(1) não apresenta coeficiente significativo, mesmo resultado de Gomes et al. (2005). De fato, considerando-se o critério de informação de Schwarz (SIC), que é mais parcimonioso do que o de Akaike (AIC), a indicação é de que o modelo RB, que só inclui a constante, seja mais adequado do que o MA(1).

Por sua vez, o modelo MA(2) apresenta os dois coeficientes individualmente significativos, θ_1 e θ_2 , a 5% de significância. Estes coeficientes são positivos e, como resultado, a soma deles também é positiva. A soma dos coeficientes MA, apresentada na equação (12), é compatível com valores positivos e negativos; no entanto, seria mais provável ocorrer um valor negativo, segundo Caballero (1990). De todo modo, conforme discutido na seção 2, o coeficiente da última defasagem deveria ser negativo, o que não aconteceu.

O modelo MA(3) foi selecionado tanto pelo AIC quanto pelo SIC. Tal modelo apresenta θ_2 e θ_3 individualmente diferentes de zero, a 10% de significância. Conforme descrito pela equação (11), para as defasagens intermediárias, tanto coeficientes positivos quanto negativos são compatíveis com o

modelo teórico, apenas a última defasagem deve ter obrigatoriamente coeficiente negativo e, de fato, isso ocorreu. Além disso, a soma dos coeficientes é negativa, conforme esperado.

Por fim, os modelos MA(4) e MA(5) têm comportamentos semelhantes, pois nos dois casos os coeficientes das defasagens superiores a terceira não são significativos, o que nos leva de volta ao modelo MA(3). Ao incluir a segunda defasagem do termo de erro no modelo MA(1), esta variável mostrou-se útil, isto é, relevante estatisticamente. O mesmo vale para o modelo MA(3), pois ao incluir a terceira defasagem do erro no modelo MA(2), tal defasagem foi relevante. Entretanto, não houve benefício, em termos de significância estatística dos coeficientes, no caso dos modelos MA(4) e MA(5).

Os resultados indicam que o modelo mais adequado para representar a evolução da variação do gasto com bens duráveis é o MA(3). Vale ressaltar que os testes de diagnósticos indicaram que tal modelo não apresenta problemas de especificação. Foi realizado o teste LM de correlação serial para 5 cenários. Primeiro, foi investigado se o resíduo do modelo exibe correlação serial de ordem 1. Em seguida, aumentou-se progressivamente o número de defasagens até a quinta. Em todos os casos não houve evidência de correlação serial, ao nível de significância de 5%. Por fim, o teste de heteroscedasticidade de White não rejeitou a hipótese nula de homoscedasticidade, ao nível de significância de 5%. Finalmente, o modelo MA(3) implica que $dd = 2$, havendo uma lentidão no ajuste do consumo superior àquela prevista pelo modelo padrão.

Na Tabela 4, apresentamos os resultados para o consumo de bens não duráveis. Novamente, o modelo MA(1) não apresenta relevância, sendo a estimativa de θ_1 estatisticamente igual a zero, mesmo a 10% de significância. Inclusive, tanto o AIC quanto o SIC indicam que o modelo com apenas a constante é melhor do que o MA(1).

O modelo MA(2) apresenta apenas o segundo coeficiente, θ_2 , significativo e, como esperado, este coeficiente é positivo. Porém, a soma dos coeficientes, $\theta_1 + \theta_2$, não é diferente de zero, a 5% de significância. Note, justamente, que θ_1 e θ_2 tem sinais opostos.

O modelo MA(3) foi escolhido pelo SIC e apresenta os coeficientes θ_2 e θ_3 , individualmente, diferentes de zero, a 5% de significância. Novamente, como esperado, os coeficientes significativos são positivos. A soma dos coeficientes também se mostrou significativa e positiva. O modelo MA(4) é semelhante ao MA(3), já que o coeficiente θ_4 não se mostrou significativo.

Por fim, o modelo MA(5) foi escolhido pelo AIC, apresentando os coeficientes θ_2 e θ_5 diferentes de zero, a 5% de significância. Entretanto, diferentemente do esperado, o coeficiente θ_5 apresenta sinal negativo. Além disso, não é rejeitada a hipótese de que a soma dos coeficientes seja nula. Embora individualmente alguns coeficientes sejam significativos, a alternância de sinal dos mesmos reduziu o valor de sua soma, de modo que esta não se mostrou estatisticamente diferente de zero.

O modelo MA(3) foi selecionado pelo SIC enquanto o modelo MA(5) foi selecionado pelo AIC. Esse resultado não é inesperado na medida em que sabemos que o SIC é mais parcimonioso do que o AIC. Comparando os dois modelos, observamos que todos os coeficientes significativos do MA(3) são positivos, o que não ocorre no caso do MA(5). Quando significativos, esperávamos apenas coeficientes positivos, assim, o modelo MA(3) está mais alinhado com o modelo teórico. Além disso, enquanto no caso do MA(3) a soma dos coeficientes é significativa, o MA(5) indica que a soma dos coeficientes não é

Tabela 3: Estimação dos Modelos MA(q) para a variação do consumo de bens duráveis

Modelo	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	$\sum_j \theta_j$	AIC	SIC
RB							10,237	10,282
MA(1)	0,245 (0,169)					0,245 (0,159)	10,222	10,313
MA(2)	0,489 (0,007)	0,404 (0,023)				0,892 (0,001)	10,187	10,323
MA(3)	0,204 (0,175)	-0,286 (0,086)	-0,917 (0,000)			-0,999 (0,005)	9,777*	9,959*
MA(4)	0,237 (0,228)	-0,284 (0,023)	-0,969 (0,000)	0,016 (0,936)		-0,999 (0,000)	9,795	10,021
MA(5)	0,230 (0,278)	-0,042 (0,849)	-0,787 (0,000)	-0,140 (0,504)	-0,262 (0,206)	-1,000 (0,010)	9,933	10,206

Nota: Todos os modelos incluem uma constante. RB refere-se ao modelo com apenas o termo de erro, além da constante. Este modelo foi estimado por mínimos quadrados ordinários. Os demais modelos, envolvendo termos MA, foram estimados por mínimos quadrados não-lineares. Entre parêntesis apresentamos o p-valor. Foi utilizado o teste de Wald para avaliar se a soma dos coeficientes da parte MA é nula, cujo p-valor também é apresentado entre parêntesis. AIC e SIC referem-se aos critérios de informação de Akaike e Schwarz, sendo que * indica o modelo escolhido por cada um dos critérios.

Tabela 4: Estimação dos Modelos MA(q) para a variação do consumo de bens não-duráveis

Modelo	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	$\sum_j \theta_j$	AIC	SIC
RB							13,089	13,134
MA(1)	-0,045 (0,806)					-0,045 (0,804)	13,147	13,237
MA(2)	-0,104 (0,541)	0,368 (0,039)				0,263 (0,251)	13,124	13,260
MA(3)	-0,143 (0,356)	0,602 (0,000)	0,489 (0,002)			0,948 (0,000)	12,940	13,121*
MA(4)	-0,044 (0,802)	0,653 (0,000)	0,509 (0,001)	0,117 (0,469)		1,235 (0,002)	12,986	13,212
MA(5)	-0,022 (0,900)	0,375 (0,037)	0,310 (0,076)	0,142 (0,376)	-0,396 (0,023)	0,410 (0,469)	12,938*	13,210

Nota: Todos os modelos incluem uma constante. RB refere-se ao modelo com apenas o termo de erro, além da constante. Este modelo foi estimado por mínimos quadrados ordinários. Os demais modelos, envolvendo termos MA, foram estimados por mínimos quadrados não-lineares. Entre parêntesis apresentamos o p-valor. Foi utilizado o teste de Wald para avaliar se a soma dos coeficientes da parte MA é nula, cujo p-valor também é apresentado entre parêntesis. AIC e SIC referem-se aos critérios de informação de Akaike e Schwarz, sendo que * indica o modelo escolhido por cada um dos critérios.

diferente de zero, a 5% de significância. Por tudo isso, o MA(3) corresponde a nosso modelo preferido. Isso implica que $dn = 3$, havendo maior lentidão no ajuste de não duráveis do que duráveis.

Vale ressaltar que o modelo MA(3), para o consumo de bens não duráveis, não apresentou problemas nos testes de diagnóstico. Aplicamos o teste LM de correlação serial, procedendo como descrito no caso do consumo de bens duráveis e, mais uma vez, não encontramos evidência de correlação serial, ao nível de significância de 5%. Além disso, o teste de heteroscedasticidade de White não rejeitou a hipótese nula de homoscedasticidade, ao nível de significância de 5%.

5 Conclusão

A análise da dinâmica de bens duráveis e não duráveis no Brasil é bastante limitada na medida em que o consumo final das famílias, calculado pelo IBGE, é composto pelo consumo dos dois tipos de bens. Isso tem levado grande parte da literatura nacional sobre consumo a estudar as propriedades dessa série composta por meio de modelos concebidos somente para o caso de bens não duráveis.

Ellery Jr. et al. (2002) construíram séries de consumo de bens duráveis e de não duráveis de 1970 a 1998, permitindo que uma série de novas investigações fossem realizadas. De fato, de posse de tais séries Gomes et al. (2005) testaram se existe separabilidade nos dois tipos de bens, hipótese implícita nos artigos nacionais de consumo. Ao não rejeitar tal hipótese, foi possível testar os modelos de Hall (1978) e Mankiw (1982), não sendo encontrada distinção entre o consumo de bens duráveis e bens não duráveis. Esse resultado inesperado também foi encontrado por Mankiw (1982) para os Estados Unidos.

Caballero (1990) argumenta que um modelo menos parcimonioso é capaz de identificar diferenças na evolução do consumo de bens duráveis e de não duráveis nos Estados Unidos. Esse modelo é compatível com uma defasagem dos agentes para reagir aos choques (informações novas). Isso nos motivou a investigar, novamente, as propriedades de duráveis e não duráveis para o Brasil. Para tanto, usamos uma extensão das séries de consumo de bens duráveis e não duráveis de 1970 a 2003.

Os resultados indicam que existe lentidão no ajuste do consumo de bens duráveis e não duráveis. De forma semelhante ao caso americano, os resultados indicam que Gomes et al. (2005) não identificaram esse efeito devido ao uso de um modelo excessivamente parcimonioso, o MA(1). Vale ressaltar, ainda, que diferentemente do encontrado por Caballero (1990) para os Estados Unidos, no Brasil parece haver mais lentidão no caso de bens não duráveis. Embora esse resultado não seja esperado, pois intuitivamente a decisão de consumo de bens duráveis é mais complexa, a extensão de Caballero (1990) para o caso de ajuste lento não impõe qualquer restrição sobre essa questão. Nessa perspectiva, o modelo é compatível com a evidência encontrada.

Por fim, vale comentar uma limitação desta pesquisa. As séries de consumo de duráveis e não duráveis são construídas a partir de certas hipóteses e métodos, pois tais séries não são calculadas diretamente pelo IBGE. Um dos métodos usados é a interpolação, o que pode gerar correlação serial. Entretanto, é importante ressaltar que os modelos selecionados apresentaram coeficientes com sinais compatíveis com o modelo teórico, além de não apresen-

tarem problemas nos testes de diagnóstico. De todo modo, é desejável que pesquisas futuras construam medidas alternativas do consumo de bens duráveis e de bens não duráveis, para que se verifique a robustez dos resultados reportados na literatura.

Agradecimentos

Agradeço a Arilton Teixeira a aos pareceristas anônimos pelos comentários, isentando-os de quaisquer erros remanescentes. Agradeço ao CNPq e à FAPES pelo financiamento parcial desta pesquisa.

Referências Bibliográficas

- Araújo, E. A. J. (2006), 'Avaliação e teste de dois modelos de formação de preço de ativos baseados no consumo para o brasil: Uma abordagem baseada em teoria da informação', *Brazilian Business Review* **3**, 1–14.
- Bernanke, B. (1985), 'Adjustment costs, durable goods and aggregate consumption', *Journal of Monetary Economics* **15**, 41–68.
- Browning, M. & Crossley, T. . (2001), 'The life-cycle model of consumption and saving', *Journal of Economic Perspectives* **15**, 3–22.
- Brumberg, R. & Modigliani, F. (1954), Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data, in K. Kurihara, ed., 'Post-Keynesian Economic', Rutgers University Press, New Brunswick, RJ.
- Bugarin, M., Ellery Jr., R., Gomes, V. & Teixeira, A. (2007), The brazilian depression in the 1980s and 1990s, in E. Kehoe, T. e Prescott, ed., 'Great Depressions of the Twentieth Century', Vol. 1, Federal reserve Bank of Minneapolis, Minnesota.
- Caballero, R. J. (1990), 'Expenditure on durable goods: A case for slow adjustment', *Quarterly Review of Economics* **105**, 727–743.
- Cavalcanti, C. (1993), 'Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for brazil', *Brazilian Review of Econometrics* **13**, 203–229.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association* **74**, 427–431.
- Ellery Jr., R., Gomes, V. & Sachsida, A. (2002), 'Business cycle fluctuations in brazil', *Revista Brasileira de Economia* **56**, 269–308.
- Ellery, R. & Teixeira, A. (2012), O milagre, a estagnação e a retomada do crescimento: as lições da economia brasileira nas últimas décadas, in F. Veloso, P. C. Ferreira, F. Giambiagi & S. Pessoa, eds, 'Desenvolvimento econômico: uma perspectiva brasileira', Elsevier, Rio de Janeiro.
- Friedman, M. A. (1957), *Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press.

- Gomes, F. (2004), 'Consumo no brasil: Teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez', *Revista Brasileira de Economia* **58**, 381–402.
- Gomes, F. (2010), 'Consumo no brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia?', *Revista Brasileira de Economia* **64**, 261–275.
- Gomes, F. & Franchini, D. (2009), 'The stationarity of consumption-income ratios: Evidence from south american countries', *Economia Aplicada* **13**, 463–479.
- Gomes, F., Issler, J. & Salvato, M. (2005), 'Principais características do consumo de duráveis no brasil e testes de separabilidade entre duráveis e não duráveis', *Revista Brasileira de Economia* **59**, 33–60.
- Gomes, F. & Paz, L. (2004), 'Especificações para a função consumo: testes para países da américa do sul', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **34**, 39–55.
- Gomes, F. & Paz, L. (2010), 'Consumption in south america: myopia or liquidity constraints?', *Economia Aplicada* **14**, 129–145.
- Hall, R. (1978), 'Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence', *Journal of Political Economy* **86**, 971–987.
- Hall, R. (1988), 'Intertemporal substitution in consumption', *Journal of Political Economy* **96**, 339–357.
- Hansen, L. P. & Singleton, K. J. (1983), 'Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns', *Journal of Political Economy* **91**, 249–265.
- Issler, J. & Rocha, F. (2000), 'Consumo, restrição à liquidez e bem-estar no brasil', *Economia Aplicada* **4**, 637–665.
- Mankiw, G. (1982), 'Hall's consumption hypothesis and durable goods', *Journal of Monetary Economics* **10**, 417–425.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika* **75**, 335–346.
- Reis, E., Issler, J. V., Blanco, F. & Carvalho, L. (1998), 'Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o brasil no passado recente', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **28**, 233–272.

Apêndice A

A.1 Bens não duráveis

No modelo padrão a evolução do consumo de bens não duráveis é descrita pela seguinte equação:

$$\Delta cn_t = \mu^n + \varepsilon_t^n$$

No modelo com ajustamento lento, esta equação torna-se:

$$\Delta cn_t^i = \mu^n + \varepsilon_{t-i}^n$$

Sendo que i representa a defasagem do consumidor para ajustar seu consumo de bens não duráveis, de modo que $0 \leq i \leq dn$. Defina $\tilde{\theta}_i^n$ como o número de consumidores que ajustam o consumo com defasagem igual a i . Assim, a variação do consumo agregado de bens não duráveis pode ser calculada do seguinte modo:

$$\begin{aligned}\Delta CN_t &= \sum_{i=0}^{dn} \tilde{\theta}_i^n \Delta cn_t^i \\ \Delta CN_t &= \sum_{i=0}^{dn} \tilde{\theta}_i^n (\mu^n + \varepsilon_{t-i}^n) \\ \Delta CN_t &= M^n + \sum_{i=0}^{dn} \tilde{\theta}_i^n \varepsilon_{t-i}^n\end{aligned}$$

em que $M^n = \mu^n \sum_{i=0}^{dn} \tilde{\theta}_i^n$. Nos modelos MA o coeficiente de ε_t^n deve ser unitário. Para que isso aconteça, definimos $\varepsilon_{t-i}^n \equiv \tilde{\theta}_0^n \varepsilon_{t-i}^n$. Note que, como ε_{t-i}^n , então ε_{t-i}^n constitui uma inovação. Com isso, podemos proceder do seguinte modo:

$$\begin{aligned}\Delta CN_t &= M^n + \sum_{i=0}^{dn} \frac{\tilde{\theta}_i^n}{\tilde{\theta}_0^n} \tilde{\theta}_0^n \varepsilon_{t-i}^n \\ \Delta CN_t &= M^n + \sum_{i=0}^{dn} \theta_i^n \varepsilon_{t-i}^n\end{aligned}$$

em que $\theta_i^n = \tilde{\theta}_i^n / \tilde{\theta}_0^n$ e, naturalmente, $\theta_0^n = 1$. E, a soma dos coeficientes MA é dada por

$$\sum_{i=1}^{dn} MA_i^d = \sum_{i=1}^{dn} \theta_i^n$$

Como $\theta_i^n \geq 0$ para todo i , a soma dos coeficientes deve ser não negativa.

A.2 Bens duráveis

No caso de bens duráveis, procedemos de maneira análoga. Segundo o modelo padrão a evolução do consumo de bens duráveis é dada por:

$$\Delta cd_t = \mu^d + \varepsilon_t^d - (1 - \delta) \varepsilon_{t-1}^d$$

No modelo com ajustamento lento, esta equação torna-se:

$$\Delta cd_t^i = \mu^d + \varepsilon_{t-i}^d - (1 - \delta) \varepsilon_{t-1-i}^d$$

Como antes, i representa a defasagem do consumidor para ajustar seu consumo, porém, agora, de bens duráveis, de modo que $0 \leq i \leq dd$. Defina $\tilde{\theta}_i^d$ como o número de consumidores que ajustam o consumo com defasagem igual a i . E, como resultado, a variação do consumo agregado de bens duráveis torna-se:

$$\begin{aligned} \Delta CD_t &= \sum_{i=0}^{dd} \tilde{\theta}_i^d \Delta cd_t^i \\ \Delta CD_t &= \sum_{i=0}^{dd} \tilde{\theta}_i^d (\mu^d + \varepsilon_{t-i}^d - (1 - \delta) \varepsilon_{t-1-i}^d) \\ \Delta CD_t &= \begin{cases} M^d + \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_t^d + \sum_{i=1}^{dd} \tilde{\theta}_i^d \varepsilon_{t-i}^d + \\ \sum_{i=0}^{dd-1} \tilde{\theta}_i^d (-(1 - \delta) \varepsilon_{t-1-i}^d) - \tilde{\theta}_{dd}^d (1 - \delta) \varepsilon_{t-1-dd}^d \end{cases} \end{aligned}$$

em que $M^d = \mu^d \sum_{i=0}^{dd} \tilde{\theta}_i^d$. Note que do primeiro somatório retiramos o primeiro elemento e do segundo somatório retiramos o último elemento. Reestruturando o segundo somatório de modo que ele varia de 1 a dd , obtemos:

$$\Delta CD_t = M^d + \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_t^d + \sum_{i=1}^{dd} \tilde{\theta}_i^d \varepsilon_{t-i}^d + \sum_{i=1}^{dd} \tilde{\theta}_{i-1}^d (-(1 - \delta) \varepsilon_{t-i}^d) - \tilde{\theta}_{dd}^d (1 - \delta) \varepsilon_{t-1-dd}^d$$

Podemos, então, ter apenas um somatório:

$$\Delta CD_t = M^d + \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_t^d + \sum_{i=1}^{dd} (\tilde{\theta}_i^d - \tilde{\theta}_{i-1}^d (1 - \delta)) \varepsilon_{t-i}^d - \tilde{\theta}_{dd}^d (1 - \delta) \varepsilon_{t-1-dd}^d$$

Obviamente o somatório só existe se $dd > 0$. Além disso, para que o erro contemporâneo tenha coeficiente unitário, procedemos como no caso anterior e definimos $\varepsilon_{t-i}^d = \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_{t-i}^d$. Daí,

$$\begin{aligned} \Delta CD_t &= M^d + \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_t^d + I_{dd>0} \sum_{i=1}^{dd} \left(\frac{\tilde{\theta}_i^d}{\tilde{\theta}_0^d} - \frac{\tilde{\theta}_{i-1}^d}{\tilde{\theta}_0^d} (1 - \delta) \right) \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_{t-i}^d - \frac{\tilde{\theta}_{dd}^d}{\tilde{\theta}_0^d} (1 - \delta) \tilde{\theta}_0^d \varepsilon_{t-1-dd}^d \\ \Delta CD_t &= M^d + \theta_0^d \varepsilon_t^d + I_{dd>0} \sum_{i=1}^{dd} (\theta_i^d - \theta_{i-1}^d (1 - \delta)) \varepsilon_{t-i}^d - \theta_{dd}^d (1 - \delta) \varepsilon_{t-1-dd}^d \end{aligned}$$

em que $\theta_0^d = 1$. Assim, assumindo que $dd > 0$, note que a soma dos coeficientes MA é dada por:

$$\sum_{i=1}^{dd} MA_i^d = \sum_{i=1}^{dd} (\theta_i^d - \theta_{i-1}^d (1 - \delta)) - \theta_{dd}^d (1 - \delta)$$

Distribuindo o somatório e acrescentando o último termo ao somatório, obtemos:

$$\sum_{i=1}^{dd} MA_i^d = \sum_{i=1}^{dd} \theta_i^d - (1 - \delta) \sum_{i=1}^{dd+1} \theta_{i-1}^d$$

Redefinindo o último somatório, são válidas as seguintes manipulações:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{dd} MA_i^d &= \sum_{i=1}^{dd} \theta_i^d - (1 - \delta) \sum_{i=0}^{dd} \theta_i^d \\ \sum_{i=1}^{dd} MA_i^d &= \sum_{i=1}^{dd} \theta_i^d - (1 - \delta) \theta_0^d - (1 - \delta) \sum_{i=1}^{dd} \theta_i^d \\ \sum_{i=1}^{dd} MA_i^d &= -(1 - \delta) \theta_0^d + \delta \sum_{i=1}^{dd} \theta_i^d \end{aligned}$$

Como $\theta_0^d = 1$, é obtida a equação (12).

Apêndice B

As Contas Nacionais apresentam o consumo final das famílias desde 1947, mas não se distingue o consumo de bens duráveis e não duráveis. Além disso, desde 1986 essa série inclui a variação de estoques. A metodologia exposta a seguir para buscar sanar esses problemas foi desenvolvida por Ellery Jr. et al. (2002) e adotada em outros artigos, como Bugarin et al. (2007) e Ellery & Teixeira (2012).

Para sanar o problema dos estoques foi utilizada a publicação anual de matrizes de insumo-produto já que desde 1990 é possível identificar, nas matrizes de insumo-produto, a variação de estoque via a soma das variações de estoque para cada setor da economia. Nos anos de 1987, 1988 e 1989 não foi calculada a matriz de insumo-produto. Entretanto, como as variações de estoque representam uma parcela muito pequena do consumo, nestes três anos os autores utilizaram uma interpolação linear para ajustar a série de consumo.

Quanto a agregação de bens duráveis e não duráveis, novamente recorre-se as matrizes de insumo-produto. Inicialmente, Ellery Jr. et al. (2002) notam que a participação do consumo no total de bens duráveis apresenta uma pequena alteração de 0,62 para 0,61 de 1970 a 1980, o que configura uma certa estabilidade. Logo, é possível usar uma ferramenta de interpolação a partir das participações do consumo de não duráveis disponíveis nas matrizes de insumo-produto disponibilizadas a cada 5 anos, de 1970 a 1990. Finalmente, a metodologia comum aos artigos mencionados é a seguinte:

1. Calcula-se a participação de duráveis em cada ano no qual a matriz de insumo-produto está disponível;

2. Utiliza-se a interpolação linear simples para completar a série de participação de consumo de duráveis para os anos sem informação;
3. Gera-se de uma série de choques com média zero e variância igual à série observada de 1990 em diante, já que a partir deste ano foi calculada a matriz de insumo-produto em todos os anos;
4. Calcula-se a participação de duráveis usando a soma da interpolação linear simples e do choque;
5. Multiplica-se a participação estimada pela série de consumo total;
6. Obtém-se a série de consumo de não duráveis por resíduo.

De 1990 em diante, são utilizadas as matrizes anuais de insumo-produto para obter a participação do consumo de não duráveis. Finalmente, são obtidas as séries de consumo de bens duráveis e não duráveis para o período de 1970 a 2003.